

中国高等教育规模波动的政策效应探讨

■黄荣坦 谢作栩

本文利用新中国成立 50 多年来高等教育在校生数(包括普通高等教育在校生数、成人高等教育在校生数和在职研究生数)的时间序列数据,建立高等教育规模扩张过程的时间序列模型,并由所建立的模型讨论高等教育规模波动的政策效应。

[关键词]高等教育;规模波动;时间序列模型;政策效应

[中图分类号]G40 [文献标识码]A [文章编号]1004-518X(2006)10-0028-05

黄荣坦(1962—),男,福建古田人,教育部人文社会科学重点研究基地——厦门大学高等教育发展研究中心兼职教师,厦门大学数学系副教授;谢作栩(1950—),男,福建仙游人,教育部人文社会科学重点研究基地——厦门大学高等教育发展研究中心教授、博士生导师。(福建厦门 361005)

本文系厦门大学“985 工程”“中国特色高等教育体系”项目的研究成果之一。

新中国成立 50 多年来,由于我国高等教育规模基本上是由中央政府计划决定的,因此高等教育规模波动也基本上是中央政府政策的效应。本文首先简要分析引发高等教育规模波动的政策因素,接着建立高等教育在校生数扩张过程的时间序列模型,并应用所建的模型来探讨这些政策因素引发高等教育规模波动的效应。

一、1949 年至 2003 年间我国高等教育规模波动及政策因素分析

新中国成立以来,高等教育规模得到了较大的扩张,在校生数(包括普通高等教育在校生数、成人高等教育在校生数和在职研究生数)从 1949 年的 11.73 万人上升到 2003 年的 1680.38 万人,平均每年增长 9.63%。虽然这个年均增长速度超过了 1952 年到 2003

年我国 GDP 年均 7.7% 的增长速度,但高等教育规模扩张过程经历了较大的波动,从下面的图 1 和图 2 可以很清楚地看出这个特点。其中图 1 为 1949 年到 2003 年的高等教育在校生数的时间序列图,图 2 为 1949 年到 2003 年的高等教育在校生数对数的时间序列图。

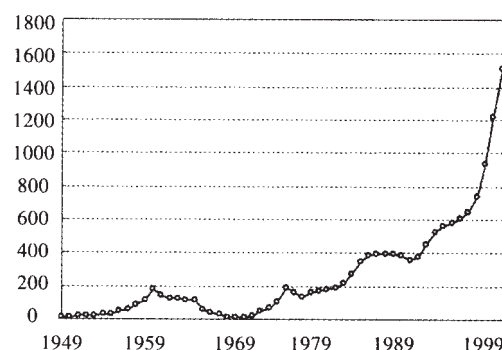


图 1 1949 年~2003 年高等教育在校生数

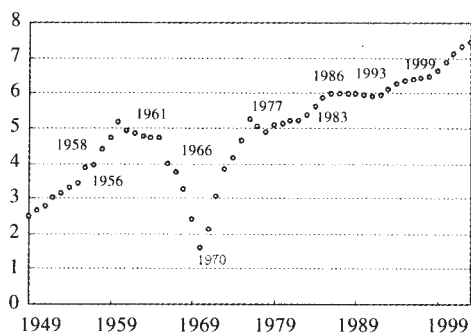


图2 1949年~2003年高等教育在校生数对数

在本部分我们首先简要分析引发高等教育规模波动的政策因素,在第二部分我们建立高等教育在校生数扩张过程的时间序列模型,在第三部分,我们应用所建模型来探讨这些政策因素引发高等教育规模波动的效应。

从图2可以看出,在我国高等教育在校生数扩张过程中,共经历了4次大规模的扩张,并且在每次大规模扩张后都会伴随一段时间的收缩与调整。

第一次大扩张起因于1955年下半年开始的高等学校区域布局的调整,而始于1958年的“大跃进”进一步加速了这种扩张的进程。这次大扩张历经5年,一直持续到1960年结束。经过这次大扩张,我国高等教育在校生数从1955年的30.8421万人增加到1960年的175.8731万人,年均增长41.6%。这次大扩张,使高等教育与中等教育出现了严重的比例倒挂(从1954年到1960年,全国普通高中毕业生数累计为129.2万人,而同期全国普通高等院校招生数累计达到134.4万人),再加上国民经济从1960年开始出现连续三年的负增长(1960年GDP增长-0.3%,1961年GDP增长-27.3%,1962年GDP增长-5.6%),使高等教育规模超出了国民经济的承受能力,中央政府于1961年上半年开始进行高等教育规模的收缩调整,关闭了800多所高校(从1961年到1963年,全国关闭的高校数占1960年高校总数的68%),使我国高等教育在校生数出现了连续5年的负增长(人数从1960年的175.8731万下降到1965年的109.1598万,但下降速度是逐年减少)。但始于1966年的“文化大革命”又更进一步加速了这种收缩的进程。到了1970

年,高等教育在校生数只有4.78万人,远低于1949年的11.73万人。

第二次大扩张始于1970年,高校停止招生4年后,部分试点高校开始招收“工农兵学员”,高校招收“工农兵学员”的政策延续至1976年。这次扩张属于恢复性扩张,到了1976年,高等教育在校生数达到187万人,已超过1960年的水平。1977年高校停止招收“工农兵学员”,全国恢复高考制度,这一政策使高等教育规模又经历了长达6年的收缩调整。

1982年召开的党的十二大确定了我国至二十世纪末GDP比1980年翻两番的奋斗目标,十二大的召开,促使我国高等教育在校生规模出现了始于1983年的第三次大扩张。这次持续了4年的扩张使高等教育在校生数从1982年的184.1801万人增加到1986年的384.6万人,年均增长20.2%。

始于1999年延续至今的高等教育规模第四次大扩张是由于1997年的亚洲金融危机效应和“知识经济”效应的双重影响。直接的发动号角是1998年12月24日教育部发布的《面向21世纪教育振兴行动计划》,该计划明确提出“到2010年,高等教育规模有较大扩展,入学率接近15%”。1999年6月,党中央、国务院召开了改革开放以来的第三次全国教育工作会议,主题是振兴教育事业,提高全民族文化科学素质和创新能力,实施科教兴国战略。这次会议精神促使1999年计划招生数增加到153万,比1998年增长近45万,增长率达到41.20%。此后紧接着出现连续几年的大扩招。

二、高等教育规模扩张过程的时间序列模型

为了研究引发高等教育规模波动的政策效应,我们建立了高等教育在校生数的时间序列模型。记高等教育在校生数的时间序列为 S_t ,高等教育在校生数对数的时间序列为 LS_t (表示时间,1949年, $t=0$)。由 LS_t 的序列图(图2)可知, LS_t 的是一个非平稳的时间序列。对这个非平稳时间序列,可能的时间序列模型有两种:单位根平稳序列模型和线性时间趋势平稳序列模型。单位根平稳序列模型为:

$$LS_t = \mu + LS_{t-1} + u_t \quad (1)$$

其中 u_t 为随机波动, 它是一个平稳时间序列, μ 为漂移项。线性时间趋势平稳序列模型为:

$$LS_t = c + \mu \times t + u_t \quad (2)$$

其中 u_t 为随机波动, 它是一个平稳时间序列, c 为线性时间趋势的截距, μ 为线性时间趋势的斜率, 它表示高等教育在校生数扩张过程的长期趋势的年均增长速度。单位根平稳序列和线性趋势平稳序列的行为特征是非常不同的。单位根平稳序列具有高度持久的行为特征, 也就是说序列的当前值对于十分遥远的将来值都会产生非常重要的影响, 因而任何一次政策变动所产生的效应都对 LS_t 有持久的影响, 这可通过对 (1) 反复迭代后所得到的 (6) 看出。

$$LS_t = LS_0 + \mu \times t + (\mu_t + \mu_{t-1} + \dots + \mu_1) \quad (3)$$

线性时间趋势平稳序列不具有高度持久的行为特征, 也就是说序列的当前值对未来值的影响会随着时间的推移而变得越来越不重要, 且在不久的将来就会消失。从政策的角度看, 判断 LS_t 是单位根平稳序列还是线性时间趋势平稳序列是十分重要的, 因为我们需要判断一项造成 S_t 跳跃变化的政策是否具有长期影响。在实际中, 要依据一个时间序列的特定实现来判断这个时间序列是单位根平稳序列还是线性时间趋势平稳序列并不是一件容易的事, 像本文那种样本时间长度不是很大的情况就显得更加困难。在这里, 我们首先分别用单位根平稳序列模型和线性时间趋势平稳序列模型来拟合 LS_t , 然后通过比较这两个拟合模型来判断 LS_t 是单位根平稳序列还是线性时间趋势平稳序列。

应用扩展的 Dickey - Fuller 单位根检验 (ADF 检验) 我们得到:

$$\begin{aligned} \Delta LS_t = & 0.458979 + 0.010641 \times t - 0.142690 \times LS_t \\ & (0.158837) \quad (0.004165) \quad (0.047125) \\ & + 0.636314 \times \Delta LS_{t-1} + e_t \quad (4) \\ & (0.112106) \end{aligned}$$

其中括号内的数值为参数估计的标准差, 这个模型的判定系数 $R^2 = 42.6\%$, Durbin - Watson 统计量 $DW = 1.997048$ 。ADF 检验统计量 $ADF = -3.027877$, 此值仅仅略高于 10% 的临界值 -3.1772 。这个检验结果表明, 在 10% 的显著性水平下, 我们的样本数据不能作为否定

LS_t 是单位根平稳序列的零假设的充分的证据, 但这并不是说 LS_t 就是一个单位根平稳序列。更何况只要取显著性水平略高于 10% 检验结果就变得显著了。

应用单位根平稳序列模型来拟合 LS_t 我们得到:

$$\begin{aligned} \Delta LS_t = & 0.075917 + u_t \quad (5) \\ & (0.007783) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} u_t = & 1.499502 \times u_{t-1} - 0.763642 \times u_{t-2} + (1 - 0.847192L) \\ & (0.077406) \quad (0.074058) \quad (0.073273) \\ & (1 - 0.903450L^{10}) \varepsilon_t \quad (6) \\ & (0.000196) \end{aligned}$$

其中括号内的数值为参数估计的标准差, L 表示滞后算了, ε_t 为拟合模型的扰动项, 其估计值为拟合模型的残差。这个拟合模型的判定系数 $R^2 = 60.9\%$, Durbin - Watson 统计量 $DW = 2.04$, 标准差 $SE = 0.218$ 。进一步, 用 Ljung - Box Q 检验对这个拟合模型的残差进行不相关性检验, 取最大滞后 7, 得 Q 统计量 $Q = 6.32$, 概率值为 0.1。用 Jarque - Bera 检验对这个拟合模型的残差进行正态性检验, 得 JB 统计量 $JB = 3.01$, 概率值为 0.22, 若从这个拟合模型残差的 QQ 图看, 它也符合正态性条件。因此这个拟合模型的扰动项 ε_t 是独立同正态分布的。

应用线性时间趋势平稳模型来拟合 LS_t 我们得到拟合模型:

$$\begin{aligned} LS_t = & 2.577014 + 0.080531 \times t + u_t \quad (7) \\ & (0.15913) \quad (0.006187) \\ u_t = & 1.517810 \times u_{t-1} - 0.757367 \times u_{t-2} \\ & (0.064168) \quad (0.048881) \\ & + \varepsilon_t - 0.903781 \times \varepsilon_{t-10} \quad (8) \\ & (0.000365) \end{aligned}$$

其中括号内的数值为参数估计的标准差, ε_t 为拟合模型的扰动项, 其估计值为拟合模型的残差。这个拟合模型的判定系数 $R^2 = 97.9\%$, Durbin - Watson 统计量 $DW = 1.876729$, 标准差 $SE = 0.210$ 。进一步, 用 Ljung - Box Q 检验对这个拟合模型的残差进行不相关性检验, 取最大滞后 7, 得 Q 统计量 $Q = 7.43$, 概率值为 0.12。用 Jarque - Bera 检验对这个拟合模型的残差进行正态性检验, 得 JB 统计量 $JB = 0.72$, 概率值为 0.70, 若从这个拟

合模型残差的 QQ 图看,它也符合正态性条件。因此这个拟合模型的扰动项 ε_t 是独立同正态分布的。

下面我们来比较前面所得到的单位根平稳序列模型和线性时间趋势平稳模型。若对线性时间趋势平稳模型的方程 (7) 进行一阶差分,我们发现差分后所得的方程与单位根平稳序列模型的方程 (6) 很接近,这说明 LS_t 本质上是一个线性时间趋势平稳序列。再对照两个拟合模型的残差图(具体可见如下的图 3 与图 4),方程 (3) 与方程 (7) 的随机项,以及扩展的 Dickey-Fuller 单位根检验的结果,更进一步证实 LS_t 是线性时间趋势平稳序列。

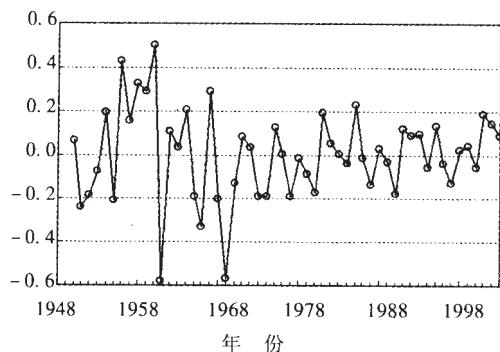


图 3 单位根平稳序列模型的残差图

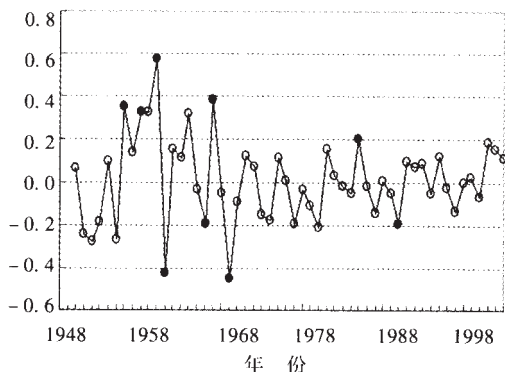


图 4 线性时间趋势平稳序列模型的残差图

三、高等教育规模波动的政策效应

根据上文第二部分的结论,高等教育在校生数对数的时间序列 LS_t 是线性时间趋势平稳序列,其拟合模型由方程 (7) 和方程 (8) 表示。方程 (7) 表示中国高等教育在校生数规模扩张过程的长期趋势的时间序列模型,时

间变量 t 的系数 8.05% 表示中国高等教育在校生数规模扩张过程的长期趋势的年均增长速度,当然这个速度要比在引言中利用最后一期数据和初期数据计算出年平均增长速度 9.63% 要小, u_t 表示围绕长期趋势的随机波动,图 5 表示 1949 年~2003 年高等教育在校生数对数随机波动的序列图。从图 5 可知,在中国高等教育在校生数规模扩张过程中,1977 年恢复高考制度以前的波动比 1977 年恢复高考制度以后的波动大得多,出现这种大波动的时间始于高等学校区域布局调整的 1956 年,止于恢复高考制度的 1977 年。造成这种大波动的原因主要是“大跃进”和“文化大革命”。1977 年恢复高考制度以来的波动有两个明显的特征。一个是没有出现较大的负波动;另一个是相对稳定发展一段时间后,出现一次波动,2003 年正处于最新一期波动的高峰,而且显示出开始新一波收缩的征兆。图 5 所表现出的波动特征与我们在第一部分所讨论的政策因素是相一致的。

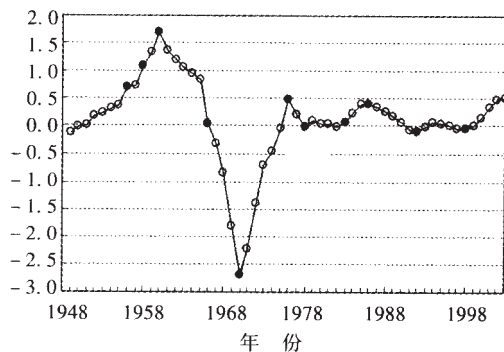


图 5 线性时间趋势平稳序列模型的随机波动

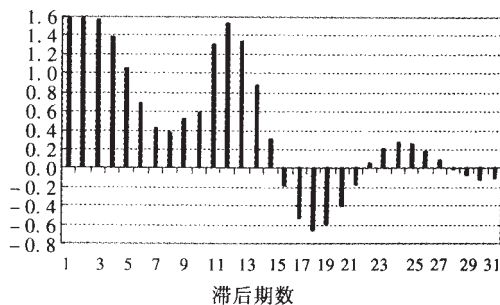


图 6 随机波动模型的动态乘子

随机波动的时间序列模型由方程 (8) 表示,它是一个平稳的 ARMA 过程,自回归的阶数为 2,移动平均是个

周期为 10 年的周期波动。图 4 表示 1951 年~2003 年高等教育在校生数对数随机波动过程的残差图,它表示政策因素对高等教育在校生数规模波动所产生的当期效应。从图 4 可知,1970 年以前的政策因素对高等教育在校生数规模波动所产生的当期效应大于 1970 年以后的政策因素对高等教育在校生数规模波动所产生的当期效应。1956 年~1960 年的政策产生正的当期效应。1961 年的调整产生较大的负当期效应。1966 年开始的“文化大革命”在 1966 年产生的负当期效应,在 1967 年产生正的当期效应,在 1969 年产生较大的负当期效应。1970 年以后的政策因素对高等教育在校生数规模波动所产生的当期效应基本上都是比较小的。

由于 LS_t 是线性时间趋势平稳序列,因此高等教育在校生数的时间序列不具有高度持久的行为特征,一项造成 S_t 跳跃变化的政策不具有长期影响。图 6 为方程 (8) 所表示的 ARMA 过程的动态乘子,它表示政策因素对高等教育在校生数对数所产生的当期效应的滞后效应程度。从图 6 可知,当前扰动值 ε_t 对未来随机波动 u_t

的影响在 20 年后就变得很小了,影响比较大的是在未来头 5 年内和未来第 11、12、13 年,这些年的影响都是放大作用。在未来头 15 年内有正向影响,在未来第 16、17、18、19、20 年有反向影响。

[参考文献]

- [1] 谢作栩,黄荣坦. 20 世纪下半叶中国高等教育规模发展波动研究[J]. 教育研究,2000,(10):15~20,27.
- [2] 谢作栩,黄荣坦. 略论高等教育规模扩张与经济波动的关系[J]. 教育与经济,2001,(2):4~8.
- [3] 谢作栩. 中国高等教育大众化发展道路的研究[M]. 福建:福建教育出版社,2001.
- [4] Hamilton, J. D. Time Series Analysis[M]. Princeton University Press,1994.
- [5] Wooldridge, J. M. Introductory Econometrics a modern approach[M]. South-Western College Publishing, 2000.

【责任编辑 李 军】